

## Comportamientos Cíclicos en la Actividad Económica de la Argentina 1993-2006

por Osvaldo E. Baccino

El propósito de este trabajo es estudiar las periodicidades o ciclos detectables en algunas series sobre actividad económica de la Argentina actual. En las últimas dos décadas, la economía argentina ha experimentado fuertes cambios de estructura producto de alteraciones en su proceso productivo. Por lo tanto es interesante conocer el comportamiento recurrente de la actividad económica en el corto plazo.

La idea de identificar ciclos detectables en lugar de realizar un estudio completo de los ciclos económicos de la actividad se fundamenta en que las series disponibles no son muy extensas y un análisis de periodicidades de largo período requiere muestras estadísticas grandes. El objetivo planteado aquí es mucho más modesto. Se requiere identificar movimientos particularmente en períodos cortos y obtener información precisa sobre tales periodicidades. En este sentido puede considerarse que más que un estudio de ciclos la presente investigación puede ser considerada como un estudio de diversas formas de estacionalidad coexistentes.

El profesor J. Tinbergen (1961) solía caracterizar los componentes de las series de tiempo de la siguiente manera:

1. La tendencia u ondas de período infinito.
2. las fluctuaciones cíclicas u ondas de tres a quince años.
3. Las fluctuaciones estacionales u ondas de un año.
4. Los cambios incidentales y aleatorios u ondas cortas.<sup>1</sup>

Como se verá el material de este estudio tendrá que ver con componentes tales como el 2, 3 y el 4 especialmente.

Otro aspecto esencial de este análisis es la identificación de ciclos predominantemente determinísticos con período y fase constante. En economía generalmente predominan los ciclos de carácter estocásticos. Sin embargo, la estimación de comportamientos determinísticos puede ser considerado una manera de estilizar e interpretar comportamientos más o menos estables. Algo semejante, sucede con la hipótesis de simetría subyacentes en las estimaciones. Estos elementos configuran una hipótesis de trabajo para modelizar comportamientos recurrentes duraderos.

En este artículo, el análisis de comportamientos periódicos se efectúa desde el ángulo del dominio de la frecuencia (frequency-domain).

Gottman (1981) dice: "The most important result in the frequency domain is called the *spectral decomposition theorem*. This theorem states that the energy, or variance of any time series can be broken down into the contribution of *statistically independent* oscillations of different frequencies. The graph of variance accounted by all frequencies less than a given one is called the *spectral*

---

<sup>1</sup> Tinbergen (1961) aclara que hay fluctuaciones estacionales que tienen períodos más cortos que el año, como las fluctuaciones en los precios minoristas, en la generación de la energía eléctrica o en el tráfico. Estas fluctuaciones deben ser incluidas en el grupo 3. Por otra parte hay fluctuaciones estocásticas que pueden durar más de un año como las variaciones en los rendimientos de las cosechas.

*distribution function*. A time series with just one major frequency, such as a jittery sine wave or the right AR(2) process (in regions 3 or 4), will one major peak in the *spectral density function*, which is the slope of the spectral distribution function.” (p. 194)

En general, el estudio de series de tiempo consta de dos líneas de ataque equivalentes, tales como el dominio de tiempo y el dominio de la frecuencia. El dominio del tiempo corresponde a la medición de la serie con respecto al tiempo, es decir los procesos autorregresivos, sus desfases, autocovarianzas, etc.. Por su parte, el dominio de la frecuencia corresponde a descomponer el movimiento de la serie en distintos componentes de carácter determinístico y estocásticos. Para ello se utilizará la función de densidad espectral que permite atribuir qué parte de la varianza total de la variable en estudio corresponde a diversas periodicidades.

El objetivo del estudio consiste en modelar el comportamiento dinámico de la serie identificando un conjunto de elementos tales como tendencias, ciclos determinísticos, conductas estocásticas y finalmente ruido blanco. En primer lugar, se tratará de modelar los ciclos de corto plazo. Luego se examinarán periodicidades de largo plazo.

### **Las variables que miden actividad**

La serie estadística más importante, elegida en este trabajo, es el estimador mensual de actividad económica (emae). Véase el anexo al final del artículo. Esta tiene la ventaja que por ser mensual hay disponible un mayor número de observaciones. Desafortunadamente este indicador no existe en forma desagregada, es decir, por sector de actividad y por tanto no resulta posible estudiar las periodicidades de cada sector de actividad. El estudio del comportamiento del emae sólo corresponde a la actividad económica agregada. Para informarse sobre el método de construcción del indicador véase INDEC (2002).

Sin embargo, se consideró necesario indagar en las periodicidades de algunos sectores aunque hubiera que trabajar con series con períodos mayores al mes. En este caso se examinaron algunas series de producto bruto trimestral.

Para lograr aclarar las diferencias derivadas de distintas maneras de producción se aplicó una metodología similar a la utilizada con el emae, a las series de Valor Agregado Total, Valor Agregado de la Agricultura y Valor agregado de la Industria Manufacturera. Estas series tienen periodicidad trimestral lo cual arrojan resultados no comparables con los obtenidos en base al indicador mensual, pero pueden ser útiles para mostrar diferencias entre sí. Sin embargo, aún aceptando las limitaciones impuestas por el menor tamaño muestral, aún es posible que puedan resultar adecuadas para obtener evidencia que permita calificar el estudio realizado sobre el estimador mensual.

### **El Estimador Mensual de la Actividad Económica**

En primer lugar se analiza el estimador mensual de actividad económica medida a precios constantes de 1993.. El Índice mensual tiene base 100 para el año 1993 y es publicado por el INDEC y la muestra utilizada aquí cubre un período de 158 meses. El primer mes corresponde a Enero de 1993 y el mes 158 a Febrero de 2006.

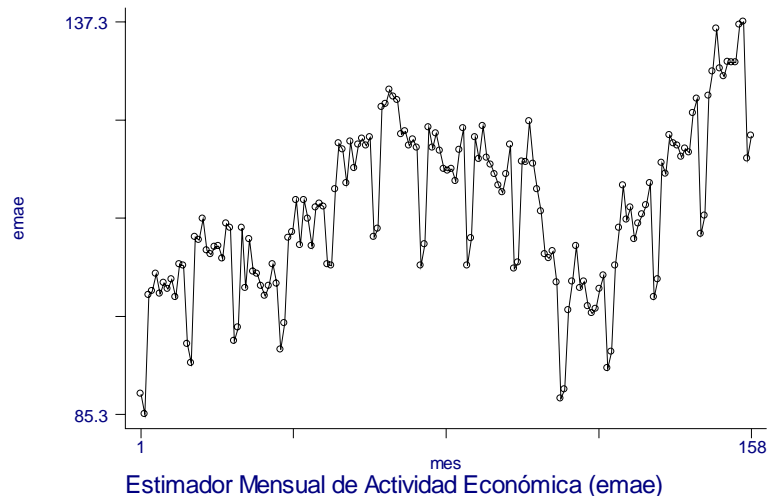


Fig. 1

En la Fig. 1 se exponen los valores del índice emae para el período mencionado. En líneas generales y a primera vista puede notarse la existencia de una tendencia creciente. Con estos datos se decidió construir un modelo del comportamiento dinámico del índice de actividad sobre la base del análisis espectral. La medición de ciclos admite un conjunto de caminos alternativos entre los cuales figura el análisis del espectrograma. Véase Howrey (1968).<sup>2</sup>

El instrumento de análisis a utilizar es la función de densidad espectral que permite separar la varianza total de la serie según distintas frecuencias. La frecuencia en series de tiempo alude a la manera que ciertos hechos se repiten y se mide en ciclos por unidad de tiempo, en tanto que su inversa es la longitud temporal de un ciclo. El instrumento apropiado es el Periodograma que fuera inventado por Sir Arthur Schuster en 1898 y una de cuyas fórmulas es la siguiente:

$$I(f) = \frac{1}{2\pi T} \left[ \left( \sum_{t=0}^{T-1} x_t \cos 2\pi ft \right)^2 + \left( \sum_{t=0}^{T-1} x_t \text{seno} 2\pi ft \right)^2 \right]$$

En esta expresión  $I(f)$  es el valor de la función de densidad espectral,  $f$  es la frecuencia,  $x_t$  es el indicador de actividad económica,  $T$  es el número de componentes de la muestra y  $t$  es la variable tiempo. La variable  $f$  es la serie de armónicos de la frecuencia correspondiente al ciclo más largo que puede dar lugar la muestra. En el análisis de Fourier los componentes ortogonales son ondas sinusoidales seleccionadas que representan armónicos de una frecuencia fundamental.

<sup>2</sup> E. Phillip Howrey enuncia al menos cuatro maneras de medir periodicidades a través de la longitud del período: (a) la distancia media entre picos (depressiones); (b) la distancia media entre cruces con la media de la serie desde abajo (upcrosses) o cruces desde arriba (downcrosses); (c) el período del correlograma; y (d) el período del espectro. El enfoque de Howrey está dirigido a a separar el ciclo de largo plazo de los ciclos económicos corrientes.

## Los ciclos en el corto plazo

La tendencia incluida en la serie emae puede ser detectada a primera vista directamente al observar la figura 1. Esto puede ser confirmado a través del correlograma con una tendencia casi linealmente decreciente o si es a través del periodograma, al encontrar un valor alto para la frecuencia cero.<sup>3</sup> En consecuencia, se procedió a transformar la serie en estacionaria eliminando la tendencia. Esto se hizo mediante la diferenciación de la serie, que en primeras diferencias se denomina demae. La razón de eliminar la tendencia mediante la diferenciación de la serie en sus niveles, se basa en que dicha transformación filtra las frecuencias bajas y permite tratar con más claridad las frecuencias altas. Obtenida la serie estacionaria se procedió a calcular la función de densidad espectral fde1 que puede verse en la figura 2.<sup>4</sup>

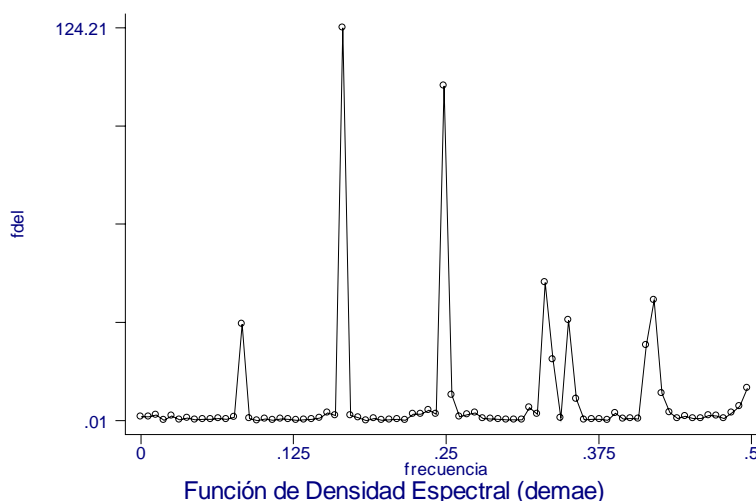


Fig. 2

La falta de una ordenada importante en la frecuencia cero muestra que la tendencia fue removida. Los picos deben entenderse como indicadores de componentes cíclicos con períodos constantes.

Cada uno de los picos representa un tipo de ciclicidad diferente; cada una con un período determinado. El período es la inversa de la frecuencia ya que representa el tiempo por ciclo. En el gráfico se destacan tres ciclos con frecuencias bien definidas. Estos tienen períodos de 12 meses, 6 meses, y 4 meses. Los picos restantes agrupan un conjunto de

<sup>3</sup> Para los cálculos se probó utilizar los valores originales (en sus niveles) que surgen de computar el periodograma con STATA. 7. Sin embargo, se advirtió que su algoritmo no calcula con precisión la densidad correspondiente a la frecuencia cero, y además la serie computada así no incluye la constante que está afuera de los corchetes. En consecuencia, fue necesario computar el periodograma a mano. Por otra parte se utilizó STATA sólo para graficar los resultados y computar las regresiones para remover ciclos de la serie resultante de cada descomposición, así como el modelo que permite que los residuos finales sean ruido blanco.

<sup>4</sup> No se intentó recurrir a una tendencia no lineal como una curva suavizada o un filtro de Hodrick-Prescott para no incorporar como tendencias conductas cíclicas de largo plazo. Como primera aproximación se utilizó la diferenciación de la serie original.

frecuencias con períodos de 3 meses, 2.9 meses, y 2.4 meses respectivamente. Estas agrupaciones dan lugar a la sospecha que estos ciclos tengan más contenido aleatorio que determinísticos. Finalmente, el último pequeño pico corresponde a la frecuencia 0.5 que implica un período de 2 meses. Esta última se denomina frecuencia Nyquist e indica que hay un ciclo de cortísimo plazo implicando autocorrelación negativa entre dos períodos próximos.

Seguidamente se computó el ajuste del periodograma a través de un promedio móvil simétrico conocido como la ventana de Daniell. Este ajuste, usualmente requerido cuando se utiliza para comparar diferentes funciones de densidad espectral rompe con una molesta propiedad del periodograma de aumentar la varianza con el tamaño de la muestra.

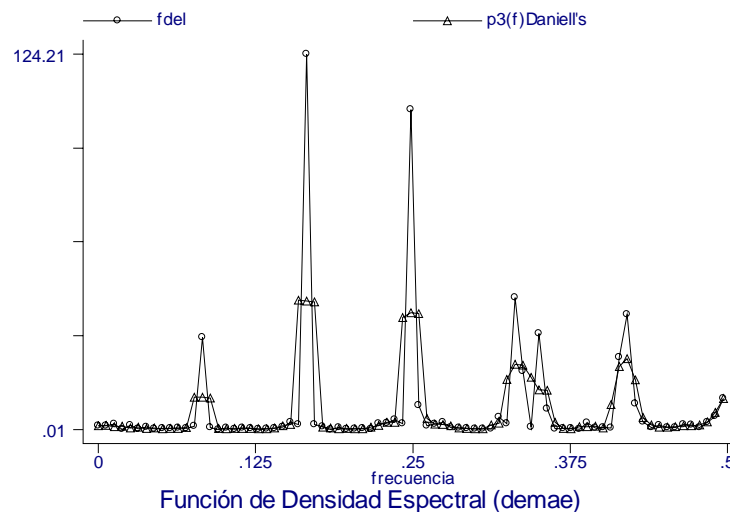


Fig. 3

En la figura 3 se comparan el periodograma del á figura anterior con el ajustado con la metodología de Daniell (Daniell's Window) para la serie demae. Los promedios modifican levemente la relación entre picos y frecuencias por tanto para los objetivos de este paper es suficiente considerar el periodograma sin ajuste.

El cómputo del periodograma ajustado con la ventana de Daniell obedece a la siguiente fórmula:

$$\hat{p}^*(f_k) = \frac{1}{2m+1} \sum_{j=-m}^m \hat{p}(f_{j+k})$$

donde  $m$  es el número de observaciones a incluir en cada dirección. En este caso  $m = 1$ . Esto implica una ventana de tres puntos. El ancho de la banda (bandwidth) es  $2m/T$ , o sea  $2/157 = 0.01274$ .

Cuanto mayor es el número de valores incluidos en el promedio móvil mayor número de casos se asocian con un pico. Esto significa que se pierde capacidad de resolución dentro del ancho de banda (Gottman (1981)). Por lo tanto en este trabajo, resulta conveniente no

ajustar con ventanas espectrales. Por otra parte, el periodograma resulta muy transparente para identificar los ciclos determinísticos más relevantes.

Los procesos cíclicos fueron calculados por regresión por mínimos cuadrados ordinarios. La especificación utilizada en cada caso es

$$X_{\text{ciclo } j} = A_1 \text{ seno } 2\pi f t + A_2 \text{ cos } 2\pi f t$$

donde la frecuencia se refiere al ciclo que se quiere modelizar.

En primer lugar partiendo de la serie diferenciada *dema* se procedió a estimar el comportamiento cíclico de período 12 meses y a removerlo de la serie. La segunda remoción del ciclo, ahora de 6 meses se realiza utilizando los residuos de la anterior remoción. Con esos residuos se estima el ciclo de 6 meses y esta ecuación se resta de la serie de residuos anterior. El resultado es una nueva serie de residuos donde ya han sido removidos los ciclos de 12 y 6 meses. De esta manera se sigue para remover el ciclo de cuatro meses.

La primera regresión arroja los siguientes parámetros:

| Source   | SS         | df  | MS         |                        |  |  |
|----------|------------|-----|------------|------------------------|--|--|
| Model    | 383.236502 | 2   | 191.618251 | Number of obs = 157    |  |  |
| Residual | 6104.91617 | 155 | 39.3865559 | F( 2, 155) = 4.87      |  |  |
| Total    | 6488.15267 | 157 | 41.3258132 | Prob > F = 0.0089      |  |  |
|          |            |     |            | R-squared = 0.0591     |  |  |
|          |            |     |            | Adj R-squared = 0.0469 |  |  |
|          |            |     |            | Root MSE = 6.2759      |  |  |

| xt    | Coef.    | Std. Err. | t    | P>t   | [95% Conf. | Interval] |
|-------|----------|-----------|------|-------|------------|-----------|
| sen12 | 1.727865 | .7083358  | 2.44 | 0.016 | .3286281   | 3.127103  |
| cos12 | 1.377126 | .7083358  | 1.94 | 0.054 | -.0221118  | 2.776363  |

Una vez removido el ciclo de 12 meses los desvíos que quedan ( $x_{12}$ ) tienen el correlograma que se expone en la figura 4. El hecho que presente picos fuera de la banda de confianza significa que siguen existiendo otros ciclos. Si se computara otra función de densidad espectral, ésta aparecerá sin el pico correspondiente a la frecuencia que implica un período de 12 meses en tanto que siguen presentes picos restantes.

La serie de residuos de la regresión que equivale a la serie *dema* sin el ciclo de 12 meses presenta el siguiente correlograma. Los coeficientes de autocorrelación que se encuentran dentro de las bandas de Bartlett no son significativamente distintos de cero.

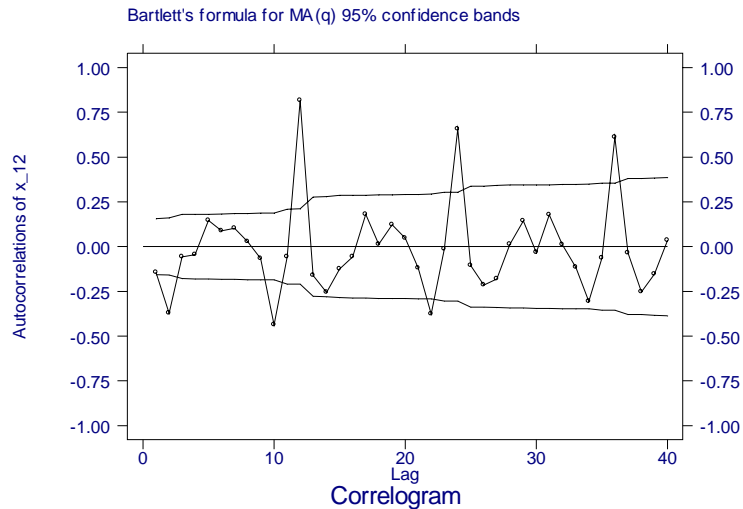


Fig. 4

El paso siguiente es el de remover el ciclo de 6 meses, por tanto la nueva regresión muestra los siguientes resultados:

| Source   | SS         | df  | MS         | Number of obs = | 157    |
|----------|------------|-----|------------|-----------------|--------|
| Model    | 1560.66943 | 2   | 780.334715 | F( 2, 155) =    | 26.62  |
| Residual | 4544.24676 | 155 | 29.317721  | Prob > F =      | 0.0000 |
|          |            |     |            | R-squared =     | 0.2556 |
|          |            |     |            | Adj R-squared = | 0.2460 |
| Total    | 6104.91619 | 157 | 38.8848165 | Root MSE =      | 5.4146 |

| x_12 | Coef.    | Std. Err. | t    | P>t   | [95% Conf. Interval] |
|------|----------|-----------|------|-------|----------------------|
| sen6 | 4.170131 | .6111253  | 6.82 | 0.000 | 2.962922 5.37734     |
| cos6 | 1.578337 | .6111253  | 2.58 | 0.011 | .3711275 2.785546    |

Luego se remueve el ciclo de 4 meses:

| Source   | SS         | df  | MS         | Number of obs = | 157    |
|----------|------------|-----|------------|-----------------|--------|
| Model    | 1329.89861 | 2   | 664.949303 | F( 2, 155) =    | 32.06  |
| Residual | 3214.34813 | 155 | 20.7377299 | Prob > F =      | 0.0000 |
|          |            |     |            | R-squared =     | 0.2927 |
|          |            |     |            | Adj R-squared = | 0.2835 |
| Total    | 4544.24674 | 157 | 28.9442467 | Root MSE =      | 4.5539 |

| xx_6 | Coef.    | Std. Err. | t    | P>t   | [95% Conf. Interval] |
|------|----------|-----------|------|-------|----------------------|
| sen4 | 3.015222 | .5139795  | 5.87 | 0.000 | 1.999913 4.03053     |
| cos4 | 2.801753 | .5139795  | 5.45 | 0.000 | 1.786445 3.817062    |

De manera gradual se han removido tres ciclos estimando la ecuación para cada uno de ellos por regresión. Los residuos de la última regresión representan la serie demae sin los tres ciclos. Cuando se computa el correlograma de esta serie, el cual se expone en la

figura 5, se advierte que los coeficientes que estaban fuera de las bandas de Bartlett se han aproximado bastante a la zona de correlación no significativamente distinta de cero.

Todavía quedan ciclos pero ellos seguramente son estocásticos ya que no están asociados a un rango de frecuencias. Esto significa que las periodicidades son variables y cambiantes a través del tiempo. En ese caso ya no interesa continuar removiendo ciclos y resulta más adecuado obtener un modelo de carácter autorregresivo sobre la serie de residuos obtenida después de remover los tres ciclos determinísticos.

Antes de computar el modelo autorregresivo es interesante analizar las características de cada ciclo calculado. De los parámetros estimados por regresión se determinan las características de cada ciclo, tales como amplitud y fase.

Cada una de las periodicidades estimadas representan una función sinusoidal de período y fase constante,

$$A_1 \text{ seno } 2\pi f t + A_2 \cos 2\pi f t = A (\cos 2\pi f t \cdot \text{seno } \phi + \text{seno } 2\pi f t \cdot \cos \phi) = \\ = A \text{ seno}(2\pi f t + \phi)$$

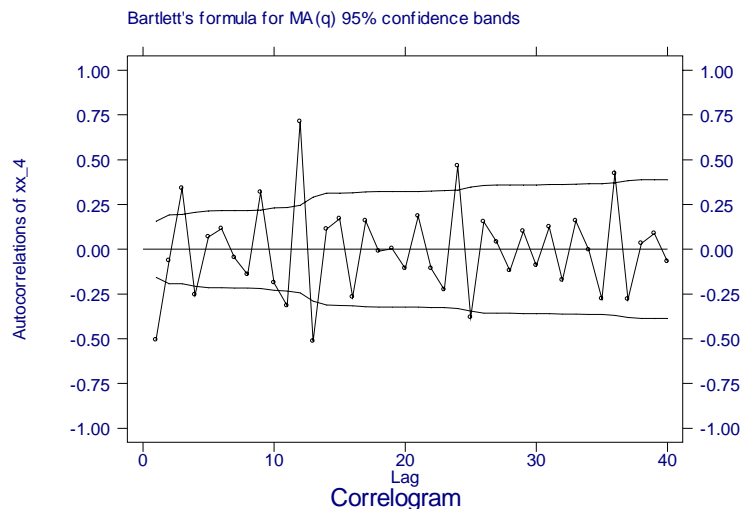


Fig. 5

De los parámetros de las regresiones se pueden obtener el período y la fase para la función sinusoidal (Gottman (1981).

$$A_1 = A \cos \phi \quad ; \quad A_2 = A \text{ seno } \phi \quad ; \quad A = (A_1^2 + A_2^2)^{(1/2)} \quad ; \quad y$$

$$\phi = \text{arctg} (A_2 / A_1)$$

Estos valores para cada ciclo estimado se presentan en el cuadro 1 más adelante.



**Cuadro 1: Parámetros de  $A \text{ seno}(w_s t + \phi)$** 

|           | Ciclo I    | Ciclo II   | Ciclo III  |
|-----------|------------|------------|------------|
| <b>A1</b> | 1.727865   | 4.170131   | 3.015222   |
| <b>A2</b> | 1.377126   | 1.578337   | 2.801753   |
| <b>A</b>  | 2.20952336 | 4.45882723 | 4.1159912  |
| $\phi$    | 0.67291522 | 0.36182355 | 0.74871703 |
| <b>T</b>  | 12.1       | 6.0        | 4.0        |

**ordenada  
al origen**

$$y = A \cdot \text{sen} \phi \quad 1.377126 \quad 1.578337 \quad 2.801753$$

Cada uno de los tres ciclos detectados conforman una senoide con distinta frecuencia angular y distinta amplitud.

El ciclo I que tiene un período de 12 meses y refleja el comportamiento estacional tiene la menor amplitud que los ciclos de 6 y 4 meses respectivamente. En el cuadro se muestran los valores de fase. Para comparar el valor de la variable en el  $t = 0$ , se computa la ordenada al origen, y se advierte que dicha ordenada crece con la disminución de la longitud del ciclo.

Los ciclos más cortos tienen una mayor amplitud, como se dijo antes y muestran una mayor variabilidad que el proceso estacional implícito en el ciclo I.

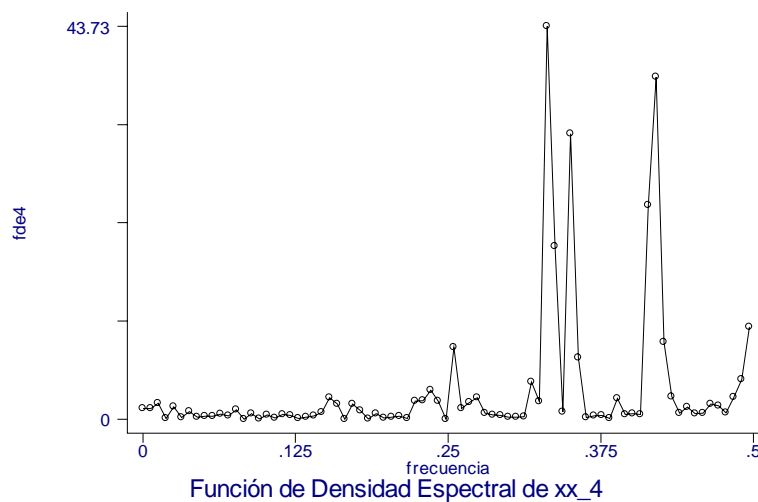


Fig. 6

Una vez removidos los ciclos de 12, 6 y 4 meses, se obtiene un periodograma como el que se muestra en la figura 6. Quedan unos pocos picos muy próximos y estos parecen ser de carácter más estocástico que determinísticos. Por tanto, no resulta de interés seguir removiendo ciclos. Al igual que en la figura 2, hay un ciclo con la frecuencia más rápida, es decir la frecuencia de Nyquist. Esto significa, que hay una fluctuación con signo contrario en un mes respecto del anterior, como si fuera un efecto de rebote.

#### Ultimo Componente del Modelo:

Después de remover los tres ciclos el remanente, denominado  $xx\_4_t$  es ajustado por un modelo ARMA(p, q), donde  $p = 12$  y  $q = 1$ .

$$xx\_4_t = a_1 xx\_4_{t-1} + a_2 xx\_4_{t-2} + \dots + a_{12} xx\_4_{t-12} + b_1 e_{t-1} + e_t$$

Los parámetros de este modelo están presentados un poco más adelante.

La especificación de este modelo puede justificarse a partir de la función de autocorrelación parcial y la elección del lag más pequeño para la parte de los promedios móviles que asegure que los errores sean ruido blanco.

Un elemento sorprendente en el proceso de modelización de la serie de residuos  $xx\_4_t$  es que después de varias pruebas de identificación de procesos autorregresivos de distinto órdenes y finalmente el tratamiento de un proceso ARMA, fue que para lograr un residuo del modelo que fuera ruido blanco, y por tanto no rechazara la hipótesis nula del test Ljung-Box, es la incorporación de por lo menos un lag de 12 para la variable  $xx\_4_t$ . Un vistazo al correlograma de  $xx\_4$ , figura 5, muestra que los picos de autocorrelación que está fuera de la banda superior corresponden a los lags 3, 9, 12, 24, y 36. posiblemente vinculados con el ciclo de tres meses existente en el periodograma de  $xx\_4$ . Los coeficientes que están por debajo de la banda inferior corresponden a los lags 1, 4, 11, 12, y 25. Estos expresan cambio de signo respecto de los picos anteriores.

También se computó un periodograma para los valores estimados por el modelo ARMA(12,1). Este resulta semejante al periodograma de la figura 6. Por tanto, el modelo ARMA describe aquellas periodicidades supuestamente aleatorias.

Estos ciclos son de muy corto plazo y sus determinantes pueden ser muy variados. Por tanto, cabe preguntarse: por qué existe este comportamiento cíclico inestable. ¿Es una característica de la dinámica del proceso económico, o es resultado del proceso de construcción de la estadística? Desafortunadamente, la respuesta no es fácil. Los shocks normales que afectan la economía en el corto plazo deberían manifestarse en el residuo del modelo ARMA. La existencia de ciclos de carácter inestable y aleatorio exigen otras condiciones para que afecten el comportamiento de la actividad económica.

Como se dijo antes, después de varias pruebas se decidió por la identificación del modelo ARMA(12, 1). La introducción de la variable con un rezago de 12 meses era una condición necesaria para remover del correlograma del residuo, el pico correspondiente al lag 12.

El modelo ARMA(12, 1) produce una estimación de  $xx_4_t$  que reproduce los ciclos faltantes ya expuestos en los periodogramas calculados desde la figura 2 en adelante.

La estimación del modelo ARMA(12, 1) arroja los siguientes resultados:

### Parámetros del Modelo ARMA(12, 1)

|                            |                         |
|----------------------------|-------------------------|
| Sample: 0 to 156           | Number of obs = 157     |
| Log likelihood = -359.6838 | Wald chi2(13) = 7326.22 |
|                            | Prob > chi2 = 0.0000    |

| xx_4        | Coef.     | Std. Err. | z     | P>z   | [95% Conf. Interval] |
|-------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| <b>ARMA</b> |           |           |       |       |                      |
| <b>ar</b>   |           |           |       |       |                      |
| L1          | -.9096741 | .1229945  | -7.40 | 0.000 | -1.150739 - .6686093 |
| L2          | -.4590316 | .1336876  | -3.43 | 0.001 | -.7210544 - .1970087 |
| L3          | -.0201884 | .1384761  | -0.15 | 0.884 | -.2915966 .2512199   |
| L4          | .173103   | .132072   | 1.31  | 0.190 | -.0857535 .4319594   |
| L5          | .2869706  | .1234452  | 2.32  | 0.020 | .0450225 .5289187    |
| L6          | .311294   | .1392089  | 2.24  | 0.025 | .0384496 .5841384    |
| L7          | .2235543  | .1430173  | 1.56  | 0.118 | -.0567546 .5038631   |
| L8          | .1662061  | .1277837  | 1.30  | 0.193 | -.0842455 .4166576   |
| L9          | .0465953  | .1283266  | 0.36  | 0.717 | -.2049202 .2981108   |
| L10         | -.1622092 | .1289134  | -1.26 | 0.208 | -.4148749 .0904565   |
| L11         | -.4147614 | .123648   | -3.35 | 0.001 | -.657107 - .1724157  |
| L12         | .1655664  | .1147627  | 1.44  | 0.149 | -.0593643 .3904972   |
| <b>ma</b>   |           |           |       |       |                      |
| L1          | .7436843  | .0742621  | 10.01 | 0.000 | .5981332 .8892355    |
| /sigma      | 2.311727  | .1449911  | 15.94 | 0.000 | 2.02755 2.595905     |

Los residuos de este modelo fueron sometidos al test de Ljung-Box para verificar si son ruido blanco.

Portmanteau test for white noise (Ljung-Box )

-----  
 Portmanteau (Q) statistic = 45.1067  
 Prob > chi2(40) = 0.2669

No se puede rechazar la hipótesis nula, con lo cual se verifica que tales desvíos se comportan como ruido blanco.

La modelización del comportamiento dinámico del estimador mensual de la actividad económica en el corto plazo , se resume en el cuadro 2.

Allí se exponen las varianzas de lo residuos obtenidos en cada etapa de la descomposición espectral y el valor de los coeficientes de cada tipo de modelo computado.

| <b>Cuadro 2. Modelización del Comportamiento Dinámico del Estimador Mensual de Actividad Económica Enero 1993 – Febrero 2006</b> |                   |                  |  |                    |
|--|-------------------|------------------|--|--------------------|
|  | <b>Parámetros</b> | <b>Tendencia</b> | <b>Remoción de Ciclos sinusoidales</b> | <b>ARMA(12, 1)</b> |
| <b>Varianza de residuos</b>  | 113.9394          | 41.543104        | 20.557183                              | 6.2579475          |
| <b>Parámetros Autorregresivos</b>  | $a_1$             |                  |  | -.9096741          |
|  | $a_2$             |                  |  | -.4590316          |
|  | $a_3$             |                  |  | -.0201884          |
|  | $a_4$             |                  |  | .173103            |
|  | $a_5$             |                  |  | .2869706           |
|  | $a_6$             |                  |  | .311294            |
|  | $a_7$             |                  |  | .2235543           |
|  | $a_8$             |                  |  | .1662061           |
|  | $a_0$             |                  |  | .0465953           |
|  | $a_{10}$          |                  |  | -.1622092          |
|  | $a_{11}$          |                  |  | -.4147614          |
|  | $a_{12}$          |                  |  | .1655664           |
|  | $b_1$             |                  |  | .1655664           |
| <b>Parámetros Sinusoidales</b>   | T =               | $A_1$            |  | 1.727865           |
|  | 12                | $A_2$            |  | 1.377126           |
|  | T=6               | $A_1$            |  | 4.170131           |
|  |                   | $A_2$            |  | 1.578337           |
|  | T = 4             | $A_1$            |  | 3.015222           |
|  |                   | $A_2$            |  | 2.801753           |

La varianza de la serie original Emae es 113.9. El modelo formado por un conjunto de componentes explica el 94.5 % de esa varianza.

#### Descripción de los ciclos identificados

El emae tiene tres comportamientos cíclicos de carácter determinístico. Estos ciclos tienen períodos constantes de 12, 6, y 4 meses respectivamente. Aparte de estas periodicidades se verifican otras con períodos variables y de menor magnitud. El proceso ARMA que permite ajustar la parte no explicada por los tres ciclos anteriores.

La estacionalidad existente en torno del ciclo de 12 meses seguramente tiene que ver con la forma de operación del proceso productivo. Sin embargo, existen claros indicios de un ciclo semestral y cuatrimestral.

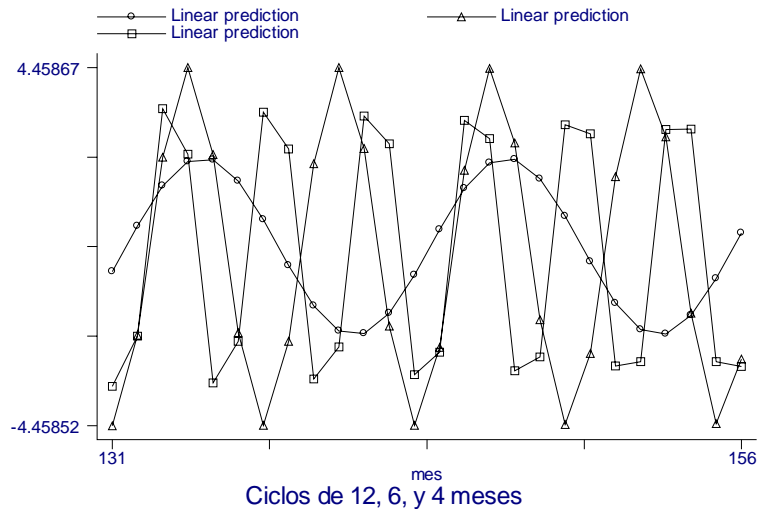


Fig. 7

Es interesante comparar el comportamiento de los tres ciclos simultáneamente. Los tres movimientos sinusoidales estimados se presentan en la figura 7. La comparación se efectúa en un período determinado a efectos de no sobrecargar considerablemente el gráfico. La absisa del cuadro comienza desde la observación 131 (Diciembre de 2003) hasta la 156 (Febrero de 2006).

El ciclo de 12 meses, como se dijo antes tiene la menor amplitud, y para describirlo en un período completo, alcanza su nivel máximo en mayo de 2004 y mayo de 2005. Sus niveles mínimos se verifican en noviembre de 2004 y noviembre de 2005.

El ciclo de 6 meses, tiene la mayor amplitud de los tres, y alcanza máximo en abril de 2005 y octubre del mismo año. Sus valores mínimos se producen en julio de 2005 y enero de 2006.

El ciclo de 4 meses, tiene una amplitud intermedia, y alcanza su nivel máximo en marzo de 2005 y julio de 2005, en tanto que llega a sus niveles mínimos en mayo de 2005 y septiembre de 2005.

Si se toma como referencia la evolución del ciclo de 12 meses, dos meses antes que este ciclo alcance un valor máximo, el ciclo de cuatro meses alcanza el suyo y un mes después llega a su máximo el ciclo de seis meses.

El comportamiento de los tres ciclos es muy interesante. Recuérdese que este comportamiento recurrente está asociado con las características de oferta y demanda de diferentes grupos de actividades. Al inicio del año, en el ciclo de 12 meses, la variable actividad se encuentra por arriba de la correspondiente a los ciclos más cortos. Los ciclos de 4 y 6 alcanzan primero su máximo en marzo y abril.

El ciclo de 12 llega a su cúspide en mayo. En tanto que en el verano los ciclos cortos evidencian una caída de la actividad, con el ciclo largo sucede todo lo contrario. Es posible que la actividad agropecuaria esté incidiendo en conjunto con otras actividades que se expanden hacia fin de año.

En la mitad del año, los ciclos de 12 y 6 experimentan una importante contracción del ritmo de actividad. El ciclo de 4 meses vuelve a su máximo. Es posible que actividades que se expanden en invierno, tales como el consumo de combustible y energía alcancen sus niveles altos. Finalmente, hacia fines de año los ciclos cortos se contraen y el ciclo largo comienza a recuperarse.

Es interesante notar como coexisten tres tipos diferentes de comportamiento estacional. Las diferencias entre esos tipos dependen de las condiciones de producción y de demanda. Pero también es importante advertir que algunos ciclos pueden representar la suma de distintas sinusoides cada una correspondiente a determinado tipo de actividad. Esto muestra la dificultad de asociar a primera vista ciertos ciclos con determinados productos en el caso de series agregadas. Los procesos generales de desestacionalización suelen captar funciones que son sumas de sinusoides.

Aquí toma actualidad lo expresado por Tinbergen y comentado en la nota 1. No obstante haberse detectado periodicidades con períodos menores al año, los ciclos de 6 y 4 meses pueden ser considerados fluctuaciones estacionales en tanto que las periodicidades estocásticas ajustadas por el modelo ARMA corresponden a la categoría 4, es decir son incidentales y de carácter aleatorio.

### **Producto Bruto de Agricultura y la Industria Manufacturera**

Dada la imposibilidad de disponer de una desagregación del índice mensual de actividad económica, se decidió examinar y comparar el comportamiento del PBI del sector Agricultura y del sector Industrial.

Las series trimestrales de valor agregado utilizadas abarcan desde el Trimestre I de 1993 hasta el IV Trimestre de 2005. Las series fueron expresadas en índices con valor 100 para el Trimestre I de 1993 para hacer más manejables las estimaciones.

La incursión sobre estas series ha sido para reunir algo más de información que permita interpretar mejor el caso del estimador mensual.

Tanto en el caso de agricultura como de industria manufacturera se procedió a eliminar las tendencias mediante la diferenciación de las series. Inmediatamente se computó las respectivas funciones de densidad. Estas pueden verse en las figuras 8 y 9.

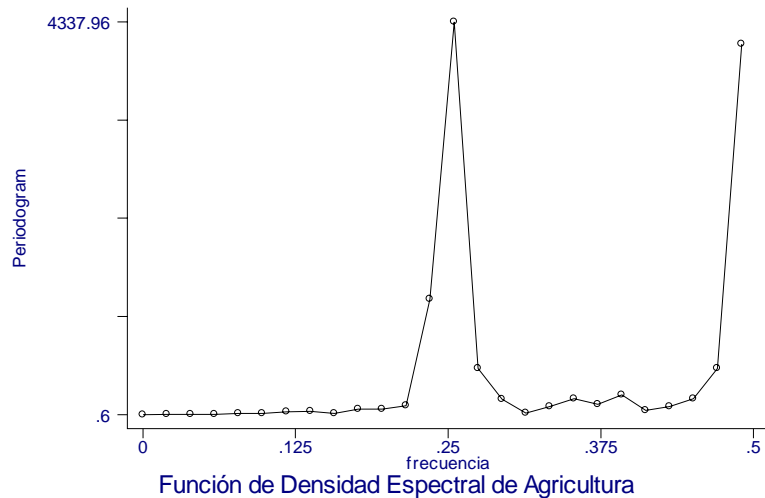


Fig. 8

Ambas funciones de densidad muestran la existencia de un ciclo no exclusivamente determinístico, en la frecuencia 0.2549 y una importante parte de la varianza concentrada en las frecuencias cercanas a 0.5.

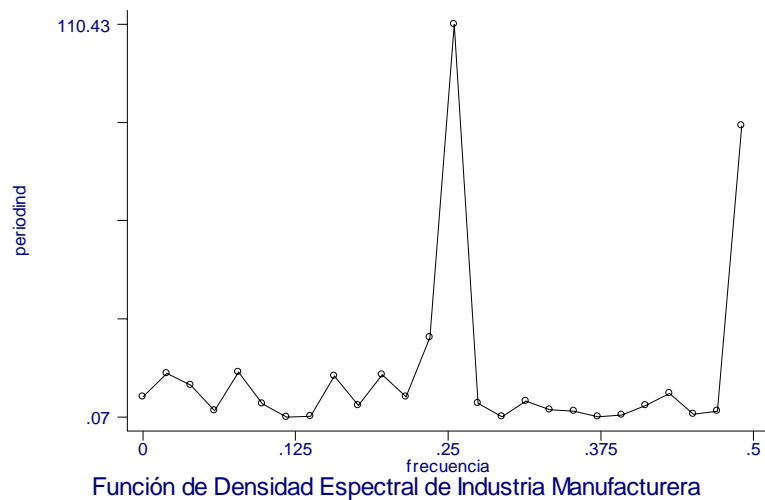


Fig. 9

Dicho de otra manera, los dos sectores presentan un espectrograma muy similar en los cuales se destacan dos ciclos relevantes. Uno de período 3.92 trimestres y uno cuyo período dura dos trimestres (frecuencia de Nyquist).

El problema central de este análisis radica en las siguientes características de cada una de las series:

1. La muestra tiene pocas observaciones
2. Como consecuencia de 1 existen pocos armónicos de la serie.
3. El período de construcción la serie agrupa tres meses y muchas diferencias pueden ser menos detectables debido a la agregación.

Estos elementos atentan contra la comparación de periodicidad entre dos sectores bien diferenciados como son Agricultura e Industria Manufacturera. Sin embargo, todavía hay algunos aspectos interesantes y aún se puede seguir adelante y estimar el ciclo de 3.92 en ambos sectores y compararlos.

Los ajustes en ambos casos se hicieron por mínimos cuadrados ordinarios con los siguientes resultados.

$$X_A = 6.676304 \text{ seno}(wt) + 45.75948 \text{ cos}(wt)$$

$$\quad [0.75] \quad \quad \quad [5.16]$$

$$R^2 = 0.3566; F(2, 49) = 13.58; \text{Prob} > F = 0.0000$$

para Agricultura, y

$$X_{IM} = 7.280004 \text{ seno}(wt) - 1.218872 \text{ cos}(wt)$$

$$\quad [5.07] \quad \quad \quad [-0.85]$$

$$R^2 = 0.3500; F(2, 49) = 13.19; \text{Prob} > F = 0.0000$$

para Industria manufacturera.

En cada caso se derivaron los parámetros de las sinusoides que expresan el ciclo estimado en cada sector

#### **Ciclo de Agricultura. Parámetros**

| A2/A1      | A          | $\phi$     |
|------------|------------|------------|
| 6.85401384 | 46.2439514 | 1.42591864 |

#### **Ciclo de Industria Manufacturera**

| A2/A1     | A        | $\phi$    |
|-----------|----------|-----------|
| -0.167427 | 7.381335 | -0.165889 |

Estos resultados son interesantes, ya que aunque a primera vista el periodograma mostraba similitudes en el comportamiento recurrente de ambos sectores, al profundizar el análisis se advierten diferencias en las funciones que describen el comportamiento cíclico.

En la figura 10 se muestran los ciclos de Agricultura e Industria Manufacturera que tienen la misma duración 3.92 trimestres, es decir muy próximos al período de un año. El ciclo del sector agropecuario tiene una amplitud considerablemente mayor que la de la industria manufacturera. Sin embargo se observa un desfase entre los dos ciclos. Cuando la agricultura alcanza un pico, cosa que en el año 2005 sucede en el primer trimestre, la industria alcanza el suyo un trimestre después. Lo mismo se aplica a las restantes fases del ciclo ya que ambos sectores tienen el mismo período.

Las razones de tal conducta resultan claras ya que emergen de las características del proceso productivo de cada sector.



La agricultura obtiene el producto a través de un proceso anual de siembra y cosecha que se completa en el primer trimestre de cada año. La industria, por su parte reduce su actividad en el verano y gradualmente aumenta hasta alcanzar su actividad máxima en el segundo trimestre.

Algunas de estas formas están incluidas en la agregación del emae y no es posible discernirlas a partir de la serie del estimador mensual.

En el otro extremo, es claro que la serie de producto bruto al ser de carácter trimestral, oscurece muchas de las periodicidades visibles a nivel mensual. La agregación opera como un filtrado que elimina muchas frecuencias. Esto se ve directamente al comparar el periodogram del emae con el periodograma del producto bruto.

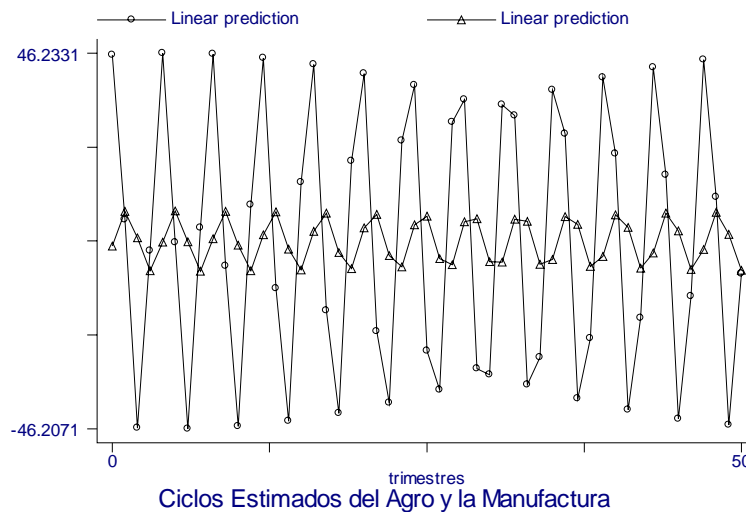


Fig. 10

El periodograma del producto bruto total es parecido al correspondiente a Agricultura o a Industria Manufacturera. Aparece un pico centrado en la frecuencia de 3.9 y en la frecuencia rápida. Muchas periodicidades tanto determinísticas o aleatorias las cuales resultan más visibles cuando hay más armónicos y los intervalos de frecuencia son más pequeños, desaparecen en el caso de agregación temporal. Tal es el caso del producto bruto trimestral.

En consecuencia, se decidió comparar el periodograma del producto bruto total con el periodograma de la serie emae agregada de manera trimestral. Ambas series fueron diferenciadas para extraer la tendencia.

La comparación de periodogramas puede verse en la figura 11. Ambas funciones de densidad espectral son bastante parecidas. Gran parte de la variabilidad en recurrencias propias de la serie trimestral han desaparecido y se hace notar la importancia del ciclo de 3.92 trimestres.

La diferencia en la altura del pico no merece demasiada atención ya que se trata de variables semejantes pero no idénticas. Si bien tales variables están expresadas como

diferencias de índices no son necesariamente coincidentes en la base. La serie de valor agregado tiene como base el primer trimestre de 1993, mientras que el emae tiene como base el promedio del año 1993.

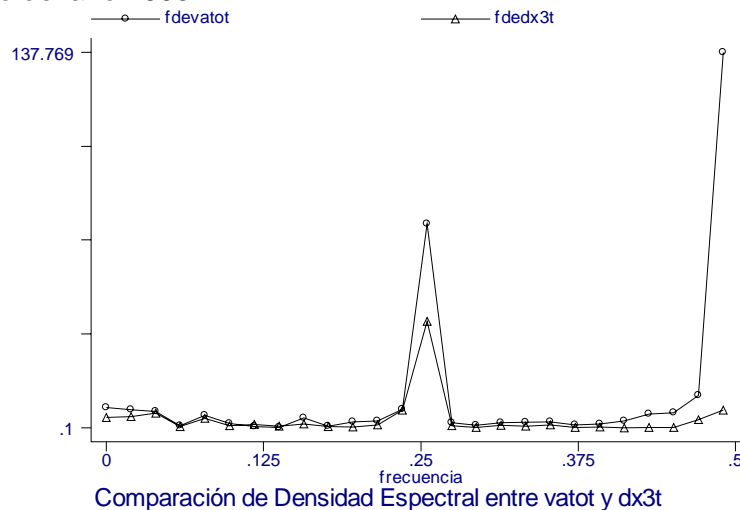


Fig. 11

Es evidente que ambas series son distintas pero están muy relacionadas. La forma de la función de densidad espectral es muy semejante y lo más importante es que el proceso de agregación de datos mensuales en trimestrales obra como un tipo especial de filtro que elimina ciertas periodicidades y regenera otras. La única ciclicidad relevante que se mantiene es la del período anual. Todo lo demás se ha vuelto irrelevante.

### El ciclo de largo plazo

Hasta el momento se ha analizado los ciclos de menor duración, es decir anuales y más cortos. Cabe preguntarse, si la muestra utilizada permite detectar ciclicidades mas largas. Para responder esta pregunta, se procedió a modificar la manera de remover la tendencia haciendo estacionaria la serie original del indicador mensual de actividad económica. En lugar de diferenciar la serie se computó una tendencia lineal por regresión. Esta manera permite conservar las frecuencias bajas que el método de diferenciación filtró en el tratamiento del corto plazo.

$$\text{emaetrend}_t = .1027495 t + 104.0245 + e_t$$

( 6.13)            (67.68)

$$R^2 = 0.1940 ; F( 1, 156) = 37.54 ; \text{Prob} > F = 0.0000;$$

$$\sigma_e = 92.4261688 \quad \text{Número de obs} = 158$$

Una vez removida la tendencia de la serie original, se procedió a computar la función de densidad espectral que se presenta en la figura 12. Ahora, aparecen en primer término un pico importante para las frecuencias 0.006329 y 0.01265823. La primera frecuencia corresponde a un ciclo de 13.2 años y la segunda a un ciclo de 6.6 años. Esta última presenta la varianza máxima. Alrededor de este pico se concentran las periodicidades relevantes en el largo plazo, y en el resto del eje de las frecuencias aparecen los picos de corto plazo, que fueron detectados en la figura 2.

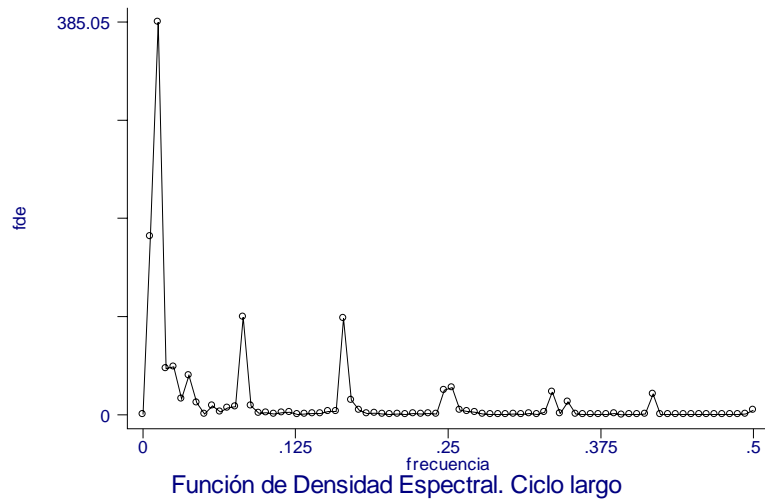


Fig. 12

Es interesante comparar las figuras 2 y 12. A primera vista, puede decirse que notamos en la función de densidad espectral última un ciclo muy importante de 6.6 años y otro menos importante de 13.2 años. Ambos están muy próximos junto a otros picos menores. Evidentemente, no puede esperarse que el ciclo de largo plazo sea determinístico, ya que tiene picos en una banda de frecuencias.

Se removieron primero el ciclo de 13.2 y luego el de 6.6 años. Las regresiones calculadas son las siguientes:

$$X_t = \underset{(4.77)}{4.727515} \text{ seno } 2\pi f_{13.2} t - \underset{(-2.59)}{2.571405} \text{ cos } 2\pi f_{13.2} t$$

$$R^2 = 0.1587; \quad F(2, 156) = 14.71; \quad \text{Prob.} > F = 0.0000;$$

Ciclo de 13.2 años

| A2/A1       | A          | $\phi$     |
|-------------|------------|------------|
| -0.54392318 | 5.38159101 | -0.4981657 |

$$X_t^* = \underset{(-5.60)}{-4.380859} \text{ seno } 2\pi f_{6.6} t + \underset{(7.99)}{6.247569} \text{ cos } 2\pi f_{6.6} t$$

$$R^2 = 0.3792; \quad F(2, 156) = 47.64; \quad \text{Prob.} > F = 0.0000;$$

Ciclo de 6.6 años

| A2/A1       | A          | $\phi$     |
|-------------|------------|------------|
| -1.42610593 | 7.63046814 | -0.9592586 |

De las aproximaciones de Fourier se derivaron los parámetros de las funciones sinusoidales de cada uno de los dos ciclos, es decir la amplitud y la fase. Como se puede notar el ciclo de 6.6 tiene mayor amplitud de variación que el ciclo de 13.2 años.

Volviendo, a la pregunta si el emae tiene capacidad para mostrar ciclos de largo plazo, queda claro que la respuesta es afirmativa.

### **Algunas reflexiones sobre los ciclos en Argentina**

El estudio de las fluctuaciones económicas suelen realizarse desde diferentes puntos de vista. El enfoque más habitual, inspirado en las metodologías del National Bureau of Economic Research de los EEUU, es el de imaginar que desempeño pueden tener los movimientos cíclicos en una economía y a partir de allí identificar un conjunto de indicadores de distinto tipo, tales como líderes, rezagados o coincidentes, que permitan predecir el comportamiento futuro de las expansiones y recesiones. Frecuentemente las fluctuaciones más interesantes suelen ser las del largo plazo. El trabajo de Jorrat (2005) da una muy buena explicación de este método, particularmente en cuanto su aplicación a la economía Argentina y también dispone de una descripción de los métodos aplicados en esta línea a la experiencia de los países más avanzados.

Jorrat, en su estudio del período 1970-2005, detecta un crecimiento moderado con fluctuaciones cortas entre 1970-1980. Luego un estancamiento en el período 1980-1990 con dos recesiones muy amplias. Después sucede un rápido crecimiento desde 1990, el cual es interrumpido por una corta recesión entre 1994-1995. Finalmente, sobreviene una intensa y larga recesión entre 1998-2002.

“En los más de 34 años del estudio, en el período 1970-2005, se detectaron 7 expansiones y 6 recesiones. Las recesiones duraron entre 7 meses la mínima (1977-1978), y 50 meses la más larga (1998-2002), con una mediana de 16 meses.

Las 6 expansiones se extendieron desde 15 meses la más corta (1976-1977) hasta 57 meses, la más prolongada (1990-1994) con una duración promedio de 30 meses.

El ciclo económico completo. Definido de pico a pico, se extendió de 31 meses (1975-1977) a 88 (1987-1994) el más extenso, con una duración media de 40 meses”<sup>5</sup>

Otro trabajo con resultados de interés para el caso argentino es el de Silvia Rodríguez y Ana Laura Badagían sobre asimetrías cíclicas en Argentina, Brasil y Uruguay. El período de análisis es 1980(I)- 2004(I) sobre las series de PBI trimestral en términos reales. Las autoras miden la existencia de dinámicas asimétricas de tipo transversal y longitudinal, según la dirección del ciclo (deepness y steepness)<sup>6</sup>.

Estas autoras concluyen que la evidencia empírica confirma la existencia de asimetrías deepness y steepness en el ciclo del PBI en Argentina. Diferentes son las conclusiones sobre Brasil y Uruguay. A nivel internacional son frecuentes los casos de simetría. Estos

---

<sup>5</sup> Jorrat, Juan Mario, (2005), “Construcción de Índices Compuestos Mensuales Coincidente y Líder de Argentina”, Progresos en Econometría, Editora Mariana Marchionni, Asociación Argentina de Economía Política, p. 74.

<sup>6</sup> Rodríguez Silvia y Badagían Laura, (2004), “Dinámicas no lineales y ciclos asimétricos en Argentina, Brasil y Uruguay”, IESTA, Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración, República Oriental del Uruguay. Asimetría deepness refiere a caso en que los valles son más profundos que la altura de los picos, steepness refiere a que en las fases recesivas las pendientes son más empinadas que las pendientes en las fases de expansión. Esto cuando la distribución de la serie sin tendencia es asimétrica.

resultados para la Argentina no parecen contraponerse a la identificación del ciclo de Jorrat. Sin embargo, las razones de la asimetría para la Argentina en los períodos estudiados por los autores mencionados, pueden muy bien fundarse en el hecho que las depresiones más largas se desencadenaron al tiempo que la economía sufría grandes shocks no habituales, como la guerra de Malvinas, la hiperinflación, la gran devaluación del peso con pesificación asimétrica, etc.

El camino seguido en este artículo es diferente. Como se dijo al principio, el énfasis no está puesto en conocer una versión acabada del ciclo a los efectos de prever su evolución futura sino que está dirigido a detectar el comportamiento particular de algunas series en sí mismas en el corto plazo. Recuérdese, que el corto plazo surge del poder explicativo de las series mensuales. En otras palabras, la tarea consiste en indagar en el poder explicativo de esas series admitiendo que su variabilidad puede deberse al fenómeno económico que se supone representan o simplemente a modos de construcción de las series en sí mismas.

Hoy por hoy, en la Argentina es muy común diagnosticar la marcha de la economía a partir de ciertos indicadores parciales. Esto puede notarse en algunos informes oficiales, algunos juicios de economistas asociados con diferentes sectores de la economía y frecuentemente en información provista por la prensa.

Los resultados sobre el largo plazo guardan coherencia con los obtenidos por Jorrat. El ciclo máximo encontrado por Jorrat era de 88 meses, es decir 7.3 años. En el presente estudio, el ciclo de largo plazo más relevante, es decir que cuenta con la parte más significativa de la varianza, es el que tiene período 6.6. Sin embargo este ciclo es estocástico y puede extenderse desde 13 años a 2 años.

Esta parte del estudio fue desarrollada para aprovechar el contenido de la serie emae para identificar ciclos de largo plazo, aunque el modelo desarrollado anteriormente se concentró en la búsqueda de ciclos cortos, los cuales a menudo son eliminados por procesos globales de desestacionalización.

Por otra parte, los métodos de identificación visual de los ciclos a menudo verifican comportamientos de sumas de funciones sinusoidales, las cuales se muestran con funciones de combinación de frecuencias relativas a los componentes y amplitud variable.

Las series agregadas trimestrales del producto bruto tienen un comportamiento semejante. Si se quita la tendencia por medio de una regresión, el periodograma muestra un pico para períodos semejantes a los verificados para el emae. Sin embargo el menor número de observaciones integrantes de la muestra introducen simplificaciones semejantes a las vistas anteriormente en el caso del producto bruto de Agricultura e Industria Manufacturera.

En el caso de los ciclos de largo plazo es posible admitir que tales recurrencias tengan que ver con la puesta en práctica de sistemas de políticas económicas, en general, disímiles y recurrentes, que reflejan en parte la confrontación de intereses contrapuestos en el interior de la economía, y que se traducen en procesos con intervenciones económicas a través del aparato estatal. En la historia económica argentina suelen verificarse períodos de apertura y cerrazón al comercio internacional, aumento y disminución de la intervención y regulación de la actividad económica, existencias de shocks importantes que afectan la estructura económica de manera más o menos

duradera. Estos procesos no recurren de manera constante sino que lo hacen con alteraciones de período y amplitud, al tiempo que tienen un carácter aleatorio de muchos de sus determinantes.<sup>7</sup>

## Conclusiones

En principio, es mucho más rica la información que provee el Estimador Mensual que el PBI trimestral con respecto a las periodicidades de la actividad económica de la Argentina. Algunas razones son obvias respecto al tamaño de la muestra pero lo esencial es que el proceso de agregación elimina variabilidades muy interesantes.

Los resultados de este trabajo pueden ser agrupados y presentados según la caracterización de los componentes de las series de tiempo según Tinbergen que fuera explicitada al principio de este artículo:

- (a) La tendencia u ondas de período infinito. Dado que este estudio se concentraba en los ciclos más descriptivos, es poco el lugar dado al estudio de la tendencia. Sin embargo, este componente llama profundamente la atención desde mediados del 2003 hasta el presente donde se advierte el mantenimiento de un fuerte ritmo de crecimiento. La persistencia de una tasa sin antecedentes en la Argentina hace pensar en que la economía alcanzó las condiciones de crecimiento firme (steady growth) sin embargo, ello no se compatibiliza con el ritmo de expansión heterogéneo que la economía viene teniendo en diferentes sectores de la actividad económica. Esto ya ha sido señalado en Baccino (2005), pero resulta sorprendente que dicha situación se mantenga en el tiempo. En consecuencia, algún problema podría existir con la construcción del indicador. El examen de este problema está fuera de los objetivos del presente estudio y merece un estudio especial.
- (b) Las fluctuaciones cíclicas u ondas de tres a quince años. En el presente estudio se encontró un ciclo muy importante de 6.6 años de duración y otro un poco menos importante de 13,2 años. Estos ciclos pertenecen a una gama que varía entre 2 a 13 años y son estocásticos. Esto seguramente opera en el caso de otros métodos de identificación en variabilidad de períodos y asimetrías. Entre los factores importantes de tal comportamiento en el largo plazo para la Argentina figuran ciertos shocks como la guerra de Malvinas, la hiperinflación, la depreciación del peso con pesificación asimétrica, y por las políticas económicas asociadas con estos problemas.
- (c) Las fluctuaciones estacionales u ondas de un año. En este apartado figuran tres ciclos de características estables y mayormente determinísticos de 6, 4 y 12 meses, ordenados por orden de importancia según su contribución a la varianza de la serie. El ciclo de 12 meses alcanza su máximo en el quinto mes del año. En el verano los ciclos cortos pasan por una caída de la actividad, al revés que el ciclo anual. Seguramente la actividad agropecuaria influye en este sentido. En la mitad del año los ciclos de 6 y 12 meses experimentan caídas del nivel de actividad mientras que el ciclo de 4 meses vuelve a tocar su nivel máximo. Es posible que dicho comportamiento esté vinculado con el consumo de energía y combustibles, entre otras cosas. Esto es típico de actividades que se expanden en invierno. El

---

<sup>7</sup> Para una descripción de factores relacionados con la política económica que han alargado la depresión iniciada en 1998 y juegan un gran papel en alterar la dinámica de largo plazo de la economía, véase Osvaldo E. Baccino (2005).

análisis espectral ha permitido separar distintos comportamientos que pueden ser considerados estacionales. También se ha comparado los ciclos del sector agropecuario con el de la manufactura a partir de las series de PBI trimestral.

- (d) Los cambios incidentales y aleatorios u ondas cortas. En esta sección, se decidió agrupar los ciclos especialmente de carácter estocásticos de corto plazo con períodos menores a los cuatro meses. Estos ciclos fueron modelizados por un modelo ARMA(12, 1) y expresan las variaciones de la actividad ante la recurrencia de shocks de variada magnitud e importancia. Dentro de este apartado podría incluirse parte de la variación estocástica de largo plazo asociadas con ciclos largos mencionados en el punto (b).

Finalmente, Este trabajo ha intentado indagar en la información dinámica implícita en un indicador mensual de actividad, y los resultados evidencian que hay bastante tela para el análisis. Un paso posible para el futuro es profundizar las conductas identificadas y asociarlas con las actividades y características específicas de la actividad económica en la Argentina.

### Referencias bibliográficas

- \* Baccino, Osvaldo E. (2005), "A Case of a Persistent Disequilibrium Policy: Argentina since 2002", XL Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP), La Plata, Provincia de Buenos Aires, 2005. Internet <http://www.aaep.org.ar/espa/anales>.
- \* Gottman, John M. (1981), "Time-series Analysis. A comprehensive introduction for social scientists", Cambridge University Press.
- \* Granger, W.J. and Newbold, Paul, (1986) "Forecasting Economic Time Series", Second Edition, Academic Press, Inc.
- \* Howrey, E. Philip, (1968), "A Spectrum Analysis of the Long-Swing Hypothesis", International Economic Review, Vol.9, No. 2 (Junio, 1968), pp. 228-252.
- \* Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), (Octubre 2002), "Sistema de Cuentas Nacionales Argentinas. Año Base 1993. Estimador Mensual de Actividad Económica: Fuentes de información y métodos de estimación". 15 metodologías
- \* Jorrat, Juan Mario, (2005), "Construcción de Índices Compuestos Mensuales Coincidente y Líder de Argentina", Progresos en Econometría, Editora Mariana Marchionni, Asociación Argentina de Economía Política.
- \* Rodríguez Silvia y Badagián Laura, (2004), "Dinámicas no lineales y ciclos asimétricos en Argentina, Brasil y Uruguay", IESTA, Instituto de Estadística de la Facultad de Ciencias Económicas y Administración, República Oriental del Uruguay.
- \* Tinbergen, J. (1961), "Econometrics",. First Edition (1951) George Allen & Unwin Ltd., London

## Anexo: Serie del Estimador Mensual de Actividad Económica

| Estimador Mensual de Actividad. Emae. 1993 = 100 |            |       |      |            |       |
|--|------------|-------|------|------------|-------|
| Año  | Mes        | ema   | Año  | Mes        | ema   |
| 1993   | Enero      | 88.0  | 1999 | Agosto     | 117.6 |
| 1993   | Febrero    | 85.3  | 1999 | Septiembre | 117.8 |
| 1993   | Marzo      | 101.1 | 1999 | Octubre    | 116.2 |
| 1993   | Abril      | 101.6 | 1999 | Noviembre  | 120.3 |
| 1993   | Mayo       | 103.9 | 1999 | Diciembre  | 123.2 |
| 1993   | Junio      | 101.3 | 2000 | Enero      | 105.0 |
| 1993   | Julio      | 102.7 | 2000 | Febrero    | 108.6 |
| 1993   | Agosto     | 101.9 | 2000 | Marzo      | 122.0 |
| 1993   | Septiembre | 103.2 | 2000 | Abril      | 119.1 |
| 1993   | Octubre    | 100.8 | 2000 | Mayo       | 123.5 |
| 1993   | Noviembre  | 105.2 | 2000 | Junio      | 119.3 |
| 1993   | Diciembre  | 105.0 | 2000 | Julio      | 118.4 |
| 1994   | Enero      | 94.6  | 2000 | Agosto     | 117.1 |
| 1994   | Febrero    | 92.1  | 2000 | Septiembre | 115.6 |
| 1994   | Marzo      | 108.8 | 2000 | Octubre    | 114.7 |
| 1994   | Abril      | 108.4 | 2000 | Noviembre  | 117.1 |
| 1994   | Mayo       | 111.2 | 2000 | Diciembre  | 121.0 |
| 1994   | Junio      | 107.0 | 2001 | Enero      | 104.6 |
| 1994   | Julio      | 106.5 | 2001 | Febrero    | 105.4 |
| 1994   | Agosto     | 107.5 | 2001 | Marzo      | 118.8 |
| 1994   | Septiembre | 107.6 | 2001 | Abril      | 118.7 |
| 1994   | Octubre    | 105.9 | 2001 | Mayo       | 124.1 |
| 1994   | Noviembre  | 110.6 | 2001 | Junio      | 118.5 |
| 1994   | Diciembre  | 110.0 | 2001 | Julio      | 115.1 |
| 1995   | Enero      | 95.0  | 2001 | Agosto     | 112.2 |
| 1995   | Febrero    | 96.8  | 2001 | Septiembre | 106.5 |
| 1995   | Marzo      | 110.0 | 2001 | Octubre    | 106.0 |
| 1995   | Abril      | 102.0 | 2001 | Noviembre  | 106.9 |
| 1995   | Mayo       | 108.5 | 2001 | Diciembre  | 102.8 |
| 1995   | Junio      | 104.2 | 2002 | Enero      | 87.4  |
| 1995   | Julio      | 103.9 | 2002 | Febrero    | 88.6  |
| 1995   | Agosto     | 102.3 | 2002 | Marzo      | 99.1  |
| 1995   | Septiembre | 101.0 | 2002 | Abril      | 102.9 |
| 1995   | Octubre    | 102.3 | 2002 | Mayo       | 107.6 |
| 1995   | Noviembre  | 105.2 | 2002 | Junio      | 102.0 |
| 1995   | Diciembre  | 102.6 | 2002 | Julio      | 102.9 |
| 1996   | Enero      | 93.9  | 2002 | Agosto     | 99.6  |
| 1996   | Febrero    | 97.4  | 2002 | Septiembre | 98.7  |
| 1996   | Marzo      | 108.7 | 2002 | Octubre    | 99.3  |
| 1996   | Abril      | 109.4 | 2002 | Noviembre  | 101.9 |
| 1996   | Mayo       | 113.7 | 2002 | Diciembre  | 103.7 |



|             |            |       |             |            |       |
|-------------|------------|-------|-------------|------------|-------|
| <b>1996</b> | Junio      | 107.7 | <b>2003</b> | Enero      | 91.4  |
| <b>1996</b> | Julio      | 113.7 | <b>2003</b> | Febrero    | 93.6  |
| <b>1996</b> | Agosto     | 111.2 | <b>2003</b> | Marzo      | 105.0 |
| <b>1996</b> | Septiembre | 107.6 | <b>2003</b> | Abril      | 110.0 |
| <b>1996</b> | Octubre    | 112.7 | <b>2003</b> | Mayo       | 115.6 |
| <b>1996</b> | Noviembre  | 113.2 | <b>2003</b> | Junio      | 111.1 |
| <b>1996</b> | Diciembre  | 112.8 | <b>2003</b> | Julio      | 112.7 |
| <b>1997</b> | Enero      | 105.2 | <b>2003</b> | Agosto     | 108.5 |
| <b>1997</b> | Febrero    | 105.0 | <b>2003</b> | Septiembre | 110.6 |
| <b>1997</b> | Marzo      | 115.1 | <b>2003</b> | Octubre    | 111.8 |
| <b>1997</b> | Abril      | 121.2 | <b>2003</b> | Noviembre  | 113.0 |
| <b>1997</b> | Mayo       | 120.4 | <b>2003</b> | Diciembre  | 115.9 |
| <b>1997</b> | Junio      | 115.9 | <b>2004</b> | Enero      | 100.8 |
| <b>1997</b> | Julio      | 121.4 | <b>2004</b> | Febrero    | 103.2 |
| <b>1997</b> | Agosto     | 117.9 | <b>2004</b> | Marzo      | 118.6 |
| <b>1997</b> | Septiembre | 121.0 | <b>2004</b> | Abril      | 117.2 |
| <b>1997</b> | Octubre    | 121.8 | <b>2004</b> | Mayo       | 122.3 |
| <b>1997</b> | Noviembre  | 120.9 | <b>2004</b> | Junio      | 121.2 |
| <b>1997</b> | Diciembre  | 122.0 | <b>2004</b> | Julio      | 120.9 |
| <b>1998</b> | Enero      | 108.8 | <b>2004</b> | Agosto     | 119.4 |
| <b>1998</b> | Febrero    | 109.9 | <b>2004</b> | Septiembre | 120.5 |
| <b>1998</b> | Marzo      | 126.0 | <b>2004</b> | Octubre    | 120.0 |
| <b>1998</b> | Abril      | 126.4 | <b>2004</b> | Noviembre  | 125.2 |
| <b>1998</b> | Mayo       | 128.3 | <b>2004</b> | Diciembre  | 127.1 |
| <b>1998</b> | Junio      | 127.4 | <b>2005</b> | Enero      | 109.2 |
| <b>1998</b> | Julio      | 126.9 | <b>2005</b> | Febrero    | 111.6 |
| <b>1998</b> | Agosto     | 122.4 | <b>2005</b> | Marzo      | 127.5 |
| <b>1998</b> | Septiembre | 122.8 | <b>2005</b> | Abril      | 130.7 |
| <b>1998</b> | Octubre    | 120.9 | <b>2005</b> | Mayo       | 136.4 |
| <b>1998</b> | Noviembre  | 121.7 | <b>2005</b> | Junio      | 131.1 |
| <b>1998</b> | Diciembre  | 120.6 | <b>2005</b> | Julio      | 130.1 |
| <b>1999</b> | Enero      | 105.0 | <b>2005</b> | Agosto     | 132.0 |
| <b>1999</b> | Febrero    | 107.8 | <b>2005</b> | Septiembre | 131.9 |
| <b>1999</b> | Marzo      | 123.3 | <b>2005</b> | Octubre    | 131.9 |
| <b>1999</b> | Abril      | 120.6 | <b>2005</b> | Noviembre  | 136.9 |
| <b>1999</b> | Mayo       | 122.5 | <b>2005</b> | Diciembre  | 137.3 |
| <b>1999</b> | Junio      | 120.2 | <b>2006</b> | Enero      | 119.2 |
| <b>1999</b> | Julio      | 117.8 | <b>2006</b> | Febrero    | 122.2 |

Fuente: INDEC